

Desarrollos recientes de la función de consumo: evidencia para el caso español

Agustín García García

*Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Extremadura.*

*Avenida de Elvas s/n. - 06071 Badajoz
Teléfono: 924 289300 - Fax: 924 271285*

E-mail: agarcia@unex.es

Febrero 1997

RESUMEN

Este artículo presenta una revisión de algunos de los desarrollos más recientes de la teoría del consumo, realizando estimaciones para el caso de las familias españolas. El punto de partida se sitúa en el modelo de elección intertemporal desarrollado por Hall, que sirve para posteriores estimaciones con datos de consumo agregado. El tradicional fracaso de este tipo de estimaciones se ha explicado a través de múltiples justificaciones, entre las que destacan la existencia de *restricciones de liquidez* o la llamada *paradoja de Deaton*. También ha merecido atención el análisis de las características de las series de consumo y renta disponible. En este sentido, hemos intentado un planteamiento econométrico distinto que permita superar estas dificultades. Sin embargo, la técnica de cointegración tampoco parece ser la solución para el contraste de la función de consumo.

Volviendo a caracterización del consumo a través de las ecuaciones de Euler, aprovechamos la disponibilidad de datos desagregados para contrastar la teoría. Esto permite relajar alguno de los supuestos más fuertes utilizados anteriormente y nos proporciona unos resultados más satisfactorios en la modelización del consumo de las familias españolas.

* Agradezco sinceramente la ayuda y las valiosas sugerencias de Eduard Berenguer y Julián Ramajo, tanto en la realización de mi tesis como en la elaboración de este artículo. La labor de Eladio Maqueda fue fundamental para el tratamiento de los datos de la ECPF. Igualmente quiero agradecer a la Fundación Caja de Madrid su apoyo económico. Agradezco también el soporte financiero proporcionado por la DGES, a través del proyecto PB96 - 0477

1. INTRODUCCIÓN

La investigación sobre el comportamiento del consumo privado tiene su primer desarrollo sistemático en la *Teoría General* de Keynes, en 1936. Del sencillo consumidor keynesiano, que obedece a los dictados de su renta corriente se pasa, con las hipótesis de la Renta Permanente y del Ciclo Vital, a un consumidor mucho más previsor y complejo, preocupado por establecer una senda de consumo estable a largo plazo. Estas teorías, que aparecen en la segunda mitad de los años 50, constituyen la base para los desarrollos teóricos posteriores sobre la función de consumo. Otra referencia fundamental más reciente es el artículo de Hall (1978), que introdujo el enfoque de expectativas racionales a la hipótesis del Ciclo Vital-Renta Permanente.

En las últimas décadas se han producido avances sustanciales en la investigación del consumo privado bajo condiciones de incertidumbre. El progreso ha venido impulsado por las nuevas técnicas econométricas e informáticas aplicadas al estudio del consumo, así como a la disponibilidad de datos más adecuados para contrastar las hipótesis.

Este artículo intenta recoger algunos de estos desarrollos recientes de la función de consumo, refiriéndolos a la economía española. En el segundo capítulo se plantea el modelo teórico de elección intertemporal, siguiendo el enfoque de Hall (1978), y se repasan algunos de los resultados obtenidos con datos españoles de consumo agregado. En el tercer capítulo se realiza un intento por superar los problemas econométricos que presentan las series de consumo y renta, aplicando la técnica de cointegración. Ante la posibilidad que nos brinda el INE de utilizar datos desagregados, en el capítulo cuarto se plantea un modelo teórico que relaja alguno de los supuestos más restrictivos utilizados anteriormente. Las características de los datos y las variables utilizadas son recogidas en el capítulo quinto. Los resultados de las estimaciones con estos datos se presentan en el capítulo sexto. Finalmente, en el último capítulo se comentan las principales conclusiones del trabajo.

2. ECUACIONES DE EULER. DATOS AGREGADOS

Los distintos trabajos que existen acerca del consumo privado agregado español presentan las dificultades típicas originadas por este tipo de datos¹. Al igual que ocurre si analizamos la literatura internacional, puede afirmarse que es frecuente rechazar la

¹ El trabajo de Raymond y Uriel (1987) realiza un repaso a distintas especificaciones de la función de consumo y la estima con datos españoles.

teoría del ciclo vital-renta permanente, presentándose unos resultados que han originado lo que se denominó como *exceso de sensibilidad* o, posteriormente, *exceso de suavidad* en el consumo.

Se han utilizado argumentos muy diversos para explicar estos resultados contrarios a la teoría, justificándose a menudo tal rechazo con los restrictivos supuestos adoptados en el contraste de las hipótesis. También ha sido frecuente la justificación de los resultados por la existencia de familias con restricciones de liquidez, lo cual acercaría sus pautas de consumo a las del *consumidor keynesiano*.

En general, el problema se plantea inicialmente como sigue: Nos enfrentamos a un problema de optimización dinámica en el que el consumidor maximiza en cada momento del tiempo (t) una función de utilidad que se supone separable aditivamente en el tiempo, es decir:

$$\max E_t \left[\sum_{t=0}^T \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^t U(C_t) \right] \quad [1]$$

sujeto a la restricción presupuestaria intertemporal:

$$A_{t+1} = (1+r_t) (A_t + Y_t - C_t) \quad [2]$$

y a las restricciones de no negatividad del consumo ($C_t \geq 0$) y de la riqueza no humana ($A_t \geq 0$). Donde $U(\cdot)$ es la función de utilidad de un período, δ es la tasa de preferencia temporal, C_t es el consumo real, A_t es la riqueza no humana, r_t es el tipo de interés real después de impuestos e Y_t es la renta disponible real.

Desde el trabajo de Hall (1978) ha sido habitual utilizar las ecuaciones de Euler para caracterizar la senda óptima del consumo familiar. Esto es, se utilizan las condiciones de primer orden del anterior problema de maximización. Si suponemos que el mercado de capitales es perfecto y que los individuos no sufren restricciones de liquidez, dichas condiciones pueden expresarse como:

$$E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \frac{1+r_{t+1}}{1+\delta} \right] = 1 \quad [3]$$

donde $U'(\cdot)$ se refiere a la derivada parcial de $U(\cdot)$ respecto al consumo.

Según la expresión (3), las familias alcanzan la senda óptima de consumo cuando la utilidad marginal del consumo del período actual es igual al valor actualizado de la utilidad marginal esperada del consumo del período futuro. Una ganancia (pérdida) de utilidad en el momento actual, motivada por el aumento (disminución) del consumo corriente, se obtiene a costa de un menor (mayor) consumo en el futuro, con la consecuente pérdida (ganancia) de la utilidad esperada en el momento futuro.

Si el consumidor forma sus expectativas racionalmente, la expresión (3) se transforma en la siguiente:

$$\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \frac{1+r_t}{1+\delta} = 1+u_{t+1} \tag{4}$$

donde u_{t+1} es el error de expectativas.

Frecuentemente se ha supuesto que la tasa de preferencia temporal sea igual al tipo de interés, con lo que se reduce y simplifica la expresión anterior y se facilitan enormemente las estimaciones del modelo, al eliminar la necesidad de calcular el tipo de interés y la tasa de preferencia temporal (variable no observable). Así es posible llegar al famoso resultado de Hall, según el cual el consumo óptimo sigue una senda que obedece a un paseo aleatorio con una deriva:

$$C_{t+1} = \lambda C_t + \varepsilon_{t+1} \tag{5}$$

donde se supone una función de utilidad cuadrática en cada período, siendo ε_{t+1} una perturbación aleatoria del tipo ruido blanco que recoge toda la influencia de la nueva información disponible en $t+1$.

Tradicionalmente el contraste del modelo se basa en que, según el supuesto de expectativas racionales, ninguna variable conocida en t puede ser significativa, excepto el consumo. Los resultados contrarios a la teoría han sido frecuentes, al igual que los encontrados en nuestro caso para la economía española², recogidos a continuación:

CUADRO 1:

| Modelo de Hall (1978) | | | |
|--|--------|---------|----------------|
| $C_t = 6866.21 + 1.58 C_{t-1} - 0.59 C_{t-2}$ | | | |
| | (1.29) | (11.38) | (-4.19) |
| $C_t = 11788.26 + 1.09 C_{t-1} - 0.07 YD_{t-1}$ | | | |
| | (1.82) | (5.64) | (-0.43) |
| $C_t = 7834.70 + 1.14 C_{t-1} + 0.41 YD_{t-1} - 0.53 YD_{t-2}$ | | | |
| | (1.47) | (7.63) | (2.45) (-5.05) |
| $C_t = 6049.49 + 0.99 C_{t-1} + 0.53 \Delta YD_{t-1}$ | | | |
| | (1.21) | (89.88) | (5.00) |

(entre paréntesis los estadísticos t)

La introducción del enfoque de expectativas racionales al estudio del consumo originó que se centrara la atención en ese supuesto de formación de expectativas, dejándose

² Los datos utilizados corresponden al consumo privado nacional y a la renta de las familias en términos per capita y en pesetas constantes de 1986. El ámbito temporal de la muestra corresponde al período 1954-1992. Esta serie ha sido elaborada fundamentalmente por Eduard Berenguer, en base a las series de la Contabilidad Nacional y a la serie confeccionada por Corrales y Taguas (1989).

de lado otros aspectos relevantes, tales como la influencia del tipo de interés. Como indica King, los contrastes utilizados no muestran necesariamente el rechazo de la hipótesis, sino que pueden ser el resultado de la omisión de variables relevantes tales como el tipo de interés³. Igualmente, otros supuestos utilizados en la estimación del modelo pueden ser cuestionados: la agregación de individuos, la agregación de distintos tipos de consumo, la separabilidad intertemporal, la separabilidad entre consumo y ocio, la elección de una forma funcional específica para las preferencias de los consumidores, etc.

Las primeras críticas importantes al modelo de Hall aparecieron inmediatamente⁴, al obtenerse resultados que indicaban la influencia de la renta corriente en los planes del consumo del individuo. Se admite que una parte de los consumidores siguen las pautas del comportamiento previsor establecido en la teoría; sin embargo hay otros individuos que determinan su consumo en función de su renta disponible, haciendo que el gasto agregado presente lo que se denominó como *exceso de sensibilidad* del consumo ante las variaciones en la renta corriente.

Una de las explicaciones más frecuentemente utilizadas para justificar este fenómeno ha sido la presencia de *restricciones de liquidez*. La ruptura del supuesto de mercados de capitales perfectos origina que algunas familias sufran restricciones en la cantidad o en la calidad de sus créditos, acercando sus pautas de consumo hacia las del consumidor keynesiano. En los últimos 15 años se encuentra una amplia literatura sobre este tema, contrastando la existencia de tales restricciones o estimando su importancia.

A finales de los 80 se realiza un planteamiento distinto al habitual, Campbell y Deaton señalan que la renta permanente es, de hecho, menos uniforme que la renta observada, de tal forma que el modelo del ciclo vital-renta permanente no puede explicar una senda de consumo tan suave como los datos ponen de manifiesto⁵. Es decir, si se abandona el supuesto tradicional de una renta estacionaria en torno a una tendencia, en favor de una renta no estacionaria, entonces la renta permanente no tiene que presentar un perfil más homogéneo que la renta corriente. Este resultado ha sido denominado como *exceso de suavidad* del consumo o *paradoja de Deaton*.

Ambos resultados, *exceso de sensibilidad* y *exceso de suavidad*, no son incompatibles⁶ y han sido ampliamente tratados en la literatura reciente. En el caso de España, Berenguer encuentra evidencia tanto de *exceso de sensibilidad* como de *exceso de suavidad* en el consumo,⁷ apuntando que la posterior investigación sobre el consumo debe prestar especial atención a las características de las series de consumo y renta.

³ King, M. (1985), pag. 255.

⁴ Flavin, M. (1981) y Hayashi, F. (1982).

⁵ Campbell, J.H. y Deaton, A. (1989).

⁶ Ver Campbell, J.H. y Deaton, A. (1989) o Flavin, M. (1993).

⁷ Berenguer, E. (1990) y (1991). En estos trabajos se utilizan los datos citados anteriormente, excepto las últimas observaciones.

3. RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN

La técnica econométrica de cointegración nos permite contrastar y, en su caso, estimar relaciones de equilibrio a largo plazo entre variables. En general, una combinación lineal de dos variables (consumo y renta en nuestro caso), que son estacionarias después de diferenciarlas d veces (integradas de orden d , $I(d)$), dará lugar a otra variable que también será $I(d)$. Sin embargo, si existe una constante (k) que hace que la serie S sea estacionaria de orden $d-b$, dichas variables están cointegradas de orden $d-b$.

Como señala Deaton, basándose en lo que llama ahorro *for a rainy day*,⁸ puede afirmarse que con una renta creciente y bajo los supuestos de la teoría del ciclo vital-renta permanente, si la renta en primeras diferencias es un proceso estacionario, entonces el ahorro será estacionario en niveles:

$$S_t = YD_t - kC_t \quad [6]$$

Si el consumo y la renta disponible están cointegrados, lo cual implica que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre ambas series, dicha relación podría ser expresada a través de un mecanismo de corrección de errores.⁹

Siguiendo esta línea, puede observarse que las series de consumo privado y renta disponible españolas no son estacionarias en niveles y, si bien en principio parecen series integradas de orden dos $I(2)$, podrían ser consideradas integradas de orden uno $I(1)$ con tendencias segmentadas en la media.¹⁰

En concreto, el período considerado parece presentar un cambio de tendencia en 1973 (primera crisis del petróleo) y otro en 1985 (coincidente con el comienzo de la recuperación de la economía española), por lo que consideramos tres períodos diferenciados: 1961-1973, 1974-1984 y 1985-1992.¹¹ La estimación de la relación a largo plazo entre el consumo y la renta disponible nos proporciona el siguiente resultado:

| | | |
|---------------|---|---------------|
| - en niveles: | $C_t = -12151.516 + 0.907YD_t + \varepsilon_{it}$ | $R^2 = 0.995$ |
| | (-2.265) (84.752) | D-W = 0.436 |

⁸ Deaton, A. (1992), pag. 124.

⁹ Ver el Teorema de Representación de Granger, en Engle y Granger (1987), pag. 255-259.

¹⁰ Estos resultados han sido obtenidos siguiendo la metodología propuesta en Rappoport y Reichlin (1989), y vienen recogidos en mi tesis doctoral. También se encuentra un resultado similar en el trabajo de Andrés, J., Molinas, C. y Taguas, D. (1990).

¹¹ Nos vemos obligados a prescindir de los primeros años de la muestra porque las series presentan una evolución extraña debido, sin duda, al Plan de Estabilización de 1959.

$$\begin{aligned} \text{- en logaritmos: } C_t &= -0.325 + 1.015YD_t + \varepsilon_{t2} & R^2 &= 0.996 \\ &(-2.479) \quad (100.666) & D-W &= 0.611 \end{aligned}$$

El contraste de cointegración, basado en la estacionariedad de la anterior regresión, nos dio los resultados recogidos en el cuadro 2.

El test de Johansen nos dio unos resultados similares a los mostrados,¹³ por lo que optamos por abandonar la posibilidad de plantear una relación de mecanismo de corrección del error. Otra posibilidad habría sido la de considerar que las tendencias segmentadas del consumo y la renta no se anulan, e introducir un cambio de tendencia en la relación a largo plazo entre ambas variables. Si el resultado hubiera sido aceptable, podría indicar la necesidad de introducir alguna variable adicional en la relación, que bien podría ser la riqueza. Sin embargo, la dificultad casi insalvable para obtener una serie fiable de la riqueza nos obliga a abandonar este camino.

CUADRO 2:
Test ADF de los residuos de cointegración:

| V. Indepe | Variable Dependiente | | | |
|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | $\Delta\varepsilon_{t1}$ | $\Delta\varepsilon_{t1}$ | $\Delta\varepsilon_{t2}$ | $\Delta\varepsilon_{t2}$ |
| ε_{t1-1} | -0.218 (-2.016) | -0.220 (-1.873) | - | - |
| ε_{t2-1} | - | - | -0.311 (-2.495) | -0.349 (-2.518) |
| $\Delta\varepsilon_{t1-1}$ | - | 0.010 (0.056) | - | - |
| $\Delta\varepsilon_{t2-1}$ | - | - | - | 0.112 (0.647) |
| R^2 | 0.103 | 0.104 | 0.150 | 0.161 |
| D-W | 1.982 | 1.995 | 1.841 | 1.949 |
| Valor crítico MacKinnon (95% de significación): -3.506 | | | | |

¹³ Únicamente en uno de los casos comprobados encontramos evidencia de una posible relación de cointegración, al incluir una tendencia cuadrática en los datos. Este resultado puede ser un síntoma de que en el modelo falte alguna variable relevante.

4. UN ENFOQUE DESAGREGADO

A menudo se ha afirmado que el rechazo de la hipótesis del Ciclo Vital-Renta Permanente es fruto de los supuestos intermedios adoptados en su contrastación, más que el resultado de los fallos de la propia teoría.¹⁴ Uno de los supuestos teóricos más contestados ha sido el del *agente representativo*. La complejidad teórica que produce considerar la diversidad de individuos se ha unido a la tradicional escasez de datos de carácter microeconómicos para justificar el estudio del consumo desde el punto de vista agregado.

En este sentido, al igual que los trabajos sobre consumo en USA utilizan los datos proporcionados por el *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) o por el *Consumer Expenditure Survey* (CEX), en España los trabajos recientes de López-Salido (1992), López-Salido (1993) y Cutanda (1995), aprovechan la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) desde 1985. Precisamente esta será la fuente utilizada en nuestro trabajo.

La ECPF presenta el inconveniente de la corta permanencia de los individuos en la muestra, lo que obliga a reducir considerablemente el tamaño temporal y el número de familias. Esta es la razón de que no utilicemos un panel puro, sino que optamos por la confección de cohortes, siguiendo la metodología de Deaton (1985). Es decir, formamos grupos de individuos que posean algunas características identificadoras.

El modelo teórico se basa en las ecuaciones de Euler. Concretamente consideramos la expresión (4), en la que la variable ϕ representa los gustos de cada familia:

$$\frac{U'(C_{t+1}, \phi_{i,t+1})}{U'(C_t, \phi_{i,t})} \frac{1+r_t}{1+\delta} = 1+u_{t+1} \quad [7]$$

Consideraremos una función de utilidad individual con aversión relativa al riesgo constante. Esto es:

$$U(C_{i,t}, \phi_{i,t}) = \frac{1}{1-\alpha} C_{i,t}^{1-\alpha} \exp \phi_{i,t} \quad [8]$$

donde α es el coeficiente de aversión relativa al riesgo, que se supone constante e igual para todas las familias.

Estas funciones de utilidad isoelásticas son empleadas tradicionalmente en este tipo de trabajos, puesto que presentan algunas ventajas con relación a las funciones de

¹⁴ Cuestiones como la separabilidad intertemporal, la separabilidad entre distintos tipos de consumo, la duración de la vida del individuo, la existencia de mercados de capitales perfectos, etc. han sido ampliamente tratados en la literatura. Ver, por ejemplo, Hall (1987) o Deaton (1992).

utilidad cuadráticas. Entre estas ventajas podemos citar que consideran el ahorro por motivo precaución o, como señala Kimball (1990), que garantizan individuos con *prudencia absoluta* decreciente.

La expresión que refleja la condición de primer orden del problema de elección óptima es la siguiente:

$$\left[\frac{C_{i,t+1} \phi_{i,t+1}}{C_{i,t} \phi_{i,t}} \right]^{-\alpha} \frac{\exp \phi_{i,t+1}}{\exp \phi_{i,t}} \frac{1+r_{i,t}}{1+\delta_i} = 1+u_{i,t+1} \quad [9]$$

que, tras tomar logaritmos y reordenar sus términos, da lugar a la ecuación de Euler para el comportamiento del consumo:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \frac{1}{\alpha} [\Delta \phi_{i,t+1} + \ln(1+r_{i,t}) - \ln(1+\delta_i) - \ln(1+u_{i,t+1})] \quad [10]$$

Seguiremos la descomposición del error de expectativas propuesta por Zeldes (1989) y supondremos que los gustos familiares se pueden formular como:

$$\phi_{i,t} = \sum_{h=1}^n \beta^h X_{i,t}^h + \omega_i + \eta_t + e_{i,t} \quad [11]$$

donde se recogen unos factores observables, que varían entre las familias y en el tiempo (X), y factores inobservables, con un componente fijo propio de cada familia (ω), otro componente agregado variable en el tiempo (η) y un término de error independiente de los otros dos (e).

Así, tras agrupar algunos términos, la ecuación de Euler se transforma en la siguiente expresión:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = k_i + k_t + \frac{1}{\alpha} \sum_{h=1}^n \beta^h \Delta X_{i,t+1}^h + \frac{1}{\alpha} \ln(1+r_{i,t}) + \varepsilon_{i,t+1} \quad [12]$$

donde:

$$k_i = \frac{1}{\alpha} [-\ln(1+\delta_i) - \frac{1}{2} \sigma_v^2] \quad [13]$$

es el efecto específico de cada familia,

$$k_t = \frac{1}{\alpha} [\Delta \eta_{t+1} - \ln(1+u_{t+1}^a)] \quad [14]$$

es el efecto fijo temporal, y

$$\varepsilon_{i,t+1} = \frac{1}{\alpha} [\Delta e_{i,t+1} - \ln(1+v_{i,t+1}) + \frac{1}{2} \sigma_v^2] \quad [15]$$

es el término de error, con media cero, varianza constante y que, según el supuesto de expectativas racionales, no estará correlacionado con la información conocida por los individuos antes del período $t+1$.

La expresión (12) ha sido tomada últimamente como referencia para el contraste de la teoría del ciclo vital-renta permanente bajo el enfoque de expectativas racionales, fundamentalmente cuando se utilizan datos de panel. Este tipo de trabajos se ha visto impulsado por el desarrollo experimentado por las técnicas econométricas específicas de datos de panel. Además de las ventajas relativas a la modelización de las teorías del consumo, al permitir relajar algunos supuestos, estas técnicas ofrecen ventajas adicionales en el terreno econométrico a la hora de su estimación.

Sin embargo, como hemos señalado anteriormente, la estructura de la ECPF nos obliga a reducir considerablemente el tamaño de la muestra al elaborar un panel puro, por lo que optamos por confeccionar cohortes para estimar la expresión:

Utilizando esas cohortes contrastaremos la teoría sobre el comportamiento del consumo a partir de la expresión:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = k_0 + \frac{1}{\alpha} \sum_{h=1}^n \beta^h \Delta X_{i,t+1}^h + \frac{1}{\alpha} \ln(1+r_{i,t}) + \varepsilon_{i,t+1} \quad [16]$$

en la que consideramos un término independiente (k_0) igual para todas las familias (o cohortes); es decir: $k_i = k_0$. Por otro lado, en principio también supondremos que no existe efecto temporal (k_t) que, en cualquier caso, quedaría incorporado a la perturbación, justificando así la posterior introducción de *dummies* temporales para salvar sus efectos en la estimación del modelo.

La presencia en el modelo de una variable (el tipo de interés) que no es conocida a priori por los individuos en el período corriente y que consideramos endógena hace que utilicemos la técnica de variables instrumentales en dos etapas, lo cual, a pesar de todo, no nos garantiza la eliminación de otros problemas adicionales. En cualquier caso, para que la estimación proporcione resultados consistentes es necesario que no exista correlación entre las variables explicativas y la perturbación, por lo que es necesario poner especial cuidado en la elección de los instrumentos.

Como señala Runkle (1991), el término de error del modelo probablemente presentará autocorrelación, haciendo las estimaciones ineficientes y, posiblemente, inconsistentes. Los motivos de la correlación en las perturbaciones podrían ser:

- presencia de shocks agregados
- presencia de efectos individuales persistentes
- presencia de errores de medida en el consumo.

En cuanto al primer problema, el trabajo de López-Salido (1993), que utiliza la misma fuente, afirma que no se encuentra evidencia acerca de que los shocks agregados afecten a la consistencia de las estimaciones. Además, la posterior introducción de *dummies* temporales en el modelo refuerza la consistencia ante este tipo de shocks, a la vez que captará los efectos de la hipotética estacionalidad originada por el carácter trimestral de los datos.

Por otra parte, Runkle (1991) y Keane y Runkle (1992) afirman que las causas fundamentales de la correlación de los residuos pueden encontrarse en la presencia de efectos individuales persistentes o en la existencia de errores de medida en el consumo.

Los efectos fijos individuales persistentes se originan por el hecho de que las familias pueden presentar distintas tasas de preferencia temporal (δ_i), por lo que la consideración en el modelo de un único término constante (k_0) en lugar de un término específico para cada familia (k_i), incorpora un nuevo componente de error al modelo:

$$\varepsilon'_{i,t+1} = \varepsilon_{i,t+1} + \mu_i \quad [17]$$

donde $\mu_i = k_i - k_0$ es el componente específico de cada familia.

Tradicionalmente, el procedimiento seguido para salvar esta dificultad y eliminar la heterogeneidad fija inobservable (μ_i) consiste en estimar el modelo en primeras diferencias:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} - \Delta \ln C_{i,t} = \Delta^2 \ln C_{i,t+1} = \frac{1}{\alpha} \sum_{h=1}^n \beta^h \Delta^2 X_{i,t+1}^h + \frac{1}{\alpha} \Delta \ln(1+r_{i,t}) + \Delta \varepsilon'_{i,t+1} \quad [18]$$

donde:

$$\Delta \varepsilon'_{i,t+1} = \Delta \varepsilon_{i,t+1} \quad [19]$$

La ecuación (18) sí se puede estimar consistentemente mediante variables instrumentales. Si el término de perturbación ($\varepsilon'_{i,t+1}$) está correlacionado con las variables explicativas, el término de error del modelo en primeras diferencias será un MA(1), por lo que las condiciones de ortogonalidad vendrán dadas por:

$$E_t[\Delta \varepsilon'_{i,t+1} | I_{i,t-1}] = 0 \quad [20]$$

es decir, sólo las variables fechadas en (t-1) o antes serán instrumentos válidos para la estimación.

Sin embargo, la validez de este conjunto de instrumentos está condicionada por la posible presencia de errores de medida en el consumo, que modificarían la estructura del término de error de la especificación transformándolo en:¹⁵

$$\varepsilon'_{i,t+1} = \varepsilon_{i,t+1} + \Psi_{i,t+1} - \Psi_{i,t} = \varepsilon_{i,t+1} + \Delta\Psi_{i,t+1} \quad [21]$$

siendo $\Psi_{i,t}$ el error en la medida del consumo de la familia i durante el período t . Esto hace que el término de error de la ecuación básica sea un MA(1). Si suponemos que efectivamente existe heterogeneidad fija no observable (μ_i), la perturbación del modelo original será la combinación de dos MA(1):

$$\varepsilon'_{i,t+1} = \varepsilon_{i,t+1} + \Delta\Psi_{i,t+1} + \mu_i \quad [22]$$

La necesidad de resolver el problema de los efectos fijos persistentes empleando el modelo en primeras diferencias origina que el término de error de la ecuación (18) sea:

$$\Delta\varepsilon'_{i,t+1} = \Delta\varepsilon_{i,t+1} + \Delta^2\Psi_{i,t+1} \quad [23]$$

que será un MA(2), haciendo que el conjunto de instrumentos válidos sea el fechado en $(t-2)$ o antes; es decir, las condiciones de ortogonalidad vendrán definidas por:

$$E_t[\Delta\varepsilon'_{i,t+1} | I_{i,t-2}] = 0 \quad [24]$$

En las sucesivas estimaciones realizadas utilizamos, dentro de lo posible, el mismo conjunto de instrumentos, siguiendo la línea marcada por Attanasio y Weber (1994), que deciden *apilar* los instrumentos en lugar de hacer diferentes regresiones para cada cohorte en la primera etapa.

5. DESCRIPCIÓN, TRATAMIENTO DE LOS DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES

La Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) es elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) desde enero de 1985, como respuesta a la necesi-

¹⁵ En nuestro caso asumimos la existencia de dichos errores de medida por el carácter semiagregado de los datos empleados en las estimaciones.

dad de *conocer el origen y cuantía de las rentas familiares y su materialización en gastos de consumo*. Tiene carácter trimestral, con un tamaño muestral teórico de 3200 hogares.¹⁶

En la muestra se recogen 258 categorías de gasto de los hogares, clasificadas según su naturaleza, y siguiendo el criterio de contabilizar los gastos brutos pagados en cada período. En cuanto a los ingresos, la ECPF computa los ingresos monetarios netos y los ingresos en especie recibidos por el hogar en los tres meses anteriores a la celebración de la entrevista, clasificándolos en 11 categorías según su naturaleza y su origen. Además, la ECPF también recoge información sobre una serie de variables socioeconómicas y demográficas asociadas al hogar. Algunas de estas variables serán aprovechadas en nuestro trabajo para elaborar las cohortes y para delimitar las variaciones en las características de la cohorte durante el ámbito temporal de la muestra. Nuestro trabajo engloba el período comprendido entre el primer trimestre de 1985 y el cuarto de 1992.

Además de los controles internos impuestos por el INE, añadimos unos filtros que eliminan los hogares con respuestas *extrañas*. Así, el tamaño de la muestra considerado finalmente en cada trimestre es el que aparece en el cuadro 3.

Consideramos los gastos e ingresos medios de cada cohorte. Para construir estas cohortes y calcular las medias seguimos la metodología propuesta por Deaton (1985). Como señalan Attanasio y Weber (1994), en este tipo de trabajos la elección del número de bienes y del criterio de agregación es bastante arbitraria.

CUADRO 3:
Número de hogares considerados en cada trimestre.

| Trimestre | Nº hogares | Trimestre | Nº hogares | Trimestre | Nº hogares | Trimestre | Nº hogares |
|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------|------------|
| 1985.I | 2473 | 1987.I | 2646 | 1989.I | 2803 | 1991.I | 2816 |
| 1985.II | 2487 | 1987.II | 2585 | 1989.II | 2700 | 1991.II | 2748 |
| 1985.III | 2561 | 1987.III | 2586 | 1989.III | 2682 | 1991.III | 2734 |
| 1985.IV | 2534 | 1987.IV | 2540 | 1989.IV | 2644 | 1991.IV | 2684 |
| 1986.I | 2574 | 1988.I | 2768 | 1990.I | 2805 | 1992.I | 2787 |
| 1986.II | 2206 | 1988.II | 2654 | 1990.II | 2730 | 1992.II | 2798 |
| 1986.III | 2371 | 1988.III | 2604 | 1990.III | 2729 | 1992.III | 2824 |
| 1986.IV | 2388 | 1988.IV | 2601 | 1990.IV | 2629 | 1992.IV | 2811 |

¹⁶ Un amplio estudio sobre las posibilidades de explotación de la ECPF puede encontrarse en López, A. (1993).

La amplísima desagregación del gasto que presenta la ECPF nos permite optar por distintas agrupaciones, de las que finalmente optamos por tres:

- Consumo Total.
- Consumo de bienes no duraderos.
- Consumo de bienes duraderos.

Mientras que el Consumo Total recoge todo el gasto del hogar, la suma de las otras dos categorías no supone el gasto familiar total. Se ha intentado diferenciar, dentro de lo posible, según la distinta naturaleza de los gastos, suprimiéndose incluso los epígrafes de la ECPF que contenían gastos heterogéneos en cuanto a su durabilidad. Tanto los gastos como los ingresos se contabilizan a precios de 1992.

Por lo que se refiere a los tipos de interés, una vez consideradas las distintas alternativas y los tipos empleados en otros trabajos similares, elegimos el tipo de interés de los Depósitos de uno a dos años de las Cajas de ahorro, por ser el tipo más estrechamente vinculado, a nuestro entender, al ahorro de las familias. Igualmente utilizamos el tipo de interés a un año de las Letras del Tesoro como instrumento.

Puede observarse que la especificación del modelo incluye un tipo de interés específico para cada familia. En algunos casos el procedimiento seguido para individualizar el interés ha sido la consideración de índices de precios o tipos impositivos específicos de la familia. Las dificultades prácticas que suponen estos cálculos nos llevan a pensar que los sesgos introducidos pueden ser importantes, por lo que optamos por considerar un único tipo de interés real para todas las familias.

En cuanto a la formación de las cohortes, después de valorar las diferentes alternativas que ofrecían los datos recogidos en la ECPF optamos por seguir un criterio basado en dos variables: la edad y el grupo profesional del sustentador principal. Buscamos más la coherencia interna que la formal, permitiendo que la edad juegue un papel sustancial en la agrupación, de acuerdo con los fundamentos teóricos del modelo de consumo. Así obtenemos las siguientes cohortes, cuya denominación obedece a la nomenclatura recogida en la ECPF:

- 1.- Inactivos mayores de 56 años.
- 2.- Directores, Autónomos, Obreros y Resto menores de 35 años.
- 3.- Directores entre 36 y 55 años.
- 4.- Directores, Autónomos, Obreros y Resto mayores de 56 años.
- 5.- Autónomos entre 36 y 55 años.
- 6.- Obreros entre 36 y 55 años.
- 7.- Resto entre 36 y 55 años.

A la hora de establecer los grupos no sólo es necesario conseguir una coherencia interna (que nosotros hemos buscado con el criterio de agrupación), sino que, como señalan Verbeek y Nijman (1992), es necesario contar cada trimestre con un número mínimo de individuos por cohorte para que los resultados sean consistentes. En nuestro caso, las cohortes tienen un tamaño adecuado, excepto en algunos casos puntuales y debido al envejecimiento de alguno de los grupos. Por otro lado, la utilización de cohortes con distintos tamaños puede dar origen a la introducción de heteroscedasticidad en el modelo, por lo que utilizaremos estimadores consistentes ante este problema y, adicionalmente, se utilizará la transformación propuesta por Deaton (1985), ponderando los datos originales con la raíz cuadrada del número de observaciones individuales de las cohortes.

Los tamaños y los valores medios de otras variables importantes de cada cohorte aparecen recogidos en el cuadro 4.

CUADRO 4:
Valores medios por cohorte.

| | | Tamaño | Edad | Miembros | GtoTotal | Ing.Total | G.NoDurader | GtoDurader | I.NoMonet. | I.Laboral |
|---|----------|---------|--------|----------|----------|-----------|-------------|------------|------------|-----------|
| 1 | Media | 783,938 | 70,948 | 2,403 | 12,612 | 12,736 | 12,015 | 5,870 | 9,825 | 12,471 |
| | Desv.St. | 47,901 | 0,860 | 0,076 | 0,067 | 0,085 | 0,039 | 0,274 | 0,221 | 0,091 |
| 2 | Media | 561,031 | 32,386 | 3,639 | 13,217 | 13,222 | 12,594 | 8,475 | 9,286 | 13,100 |
| | Desv.St. | 122,730 | 1,230 | 0,065 | 0,070 | 0,082 | 0,042 | 0,403 | 0,325 | 0,074 |
| 3 | Media | 102,625 | 47,610 | 4,436 | 13,723 | 13,723 | 13,048 | 9,016 | 10,724 | 13,542 |
| | Desv.St. | 13,386 | 2,136 | 0,145 | 0,111 | 0,093 | 0,086 | 0,499 | 0,636 | 0,086 |
| 4 | Media | 153,031 | 62,128 | 3,268 | 13,121 | 13,213 | 12,536 | 7,438 | 10,376 | 13,042 |
| | Desv.St. | 69,534 | 1,489 | 0,219 | 0,101 | 0,108 | 0,084 | 0,587 | 0,251 | 0,122 |
| 5 | Media | 185,969 | 49,559 | 4,110 | 13,135 | 13,188 | 12,570 | 7,213 | 10,611 | 13,009 |
| | Desv.St. | 15,693 | 2,023 | 0,192 | 0,074 | 0,083 | 0,064 | 0,469 | 0,107 | 0,091 |
| 6 | Media | 166,938 | 49,182 | 4,290 | 13,042 | 13,093 | 12,500 | 7,497 | 10,041 | 12,955 |
| | Desv.St. | 19,878 | 1,921 | 0,155 | 0,100 | 0,114 | 0,075 | 0,599 | 0,239 | 0,117 |
| 7 | Media | 427,125 | 47,900 | 4,285 | 13,378 | 13,367 | 12,773 | 8,687 | 10,414 | 13,216 |
| | Desv.St. | 30,429 | 1,974 | 0,137 | 0,080 | 0,107 | 0,056 | 0,385 | 0,268 | 0,102 |

Las ecuaciones que pretendemos estimar (expresiones 16 o 18) incluyen un término que trata de recoger la influencia de los cambios en los gustos familiares sobre las pautas de consumo del hogar, a través de una serie de variables (X_{it}). La utilización de estas variables, que nosotros llamaremos *variables demográficas*, está limitada por las posibilidades de la fuente estadística empleada. Nosotros incluiremos en nuestras estimaciones las más habituales en este tipo de trabajos; es decir, la edad, la edad al cuadrado y la variación en el número de miembros del hogar. Consideramos que son variables exógenas y, por lo tanto, las instrumentaremos con sus mismas observaciones temporales.

6. RESULTADOS

La estimación del modelo inicial en niveles (expresión 16) nos dio los resultados recogidos en los cuadros número 5 y 6.

CUADRO 5.¹⁷

| | CONSUMO TOTAL | | BIENES NO DURADEROS | | BIENES DURADEROS | |
|---------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Datos | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados |
| k_0 | 0.035 (2.276) | 0.023 (1.303) | 0.003 (0.230) | -0.010 (-0.905) | 0.015 (0.097) | 0.188 (1.651) |
| $\ln(1+r)$ | -0.588 (-1.231) | -0.291 (-0.613) | 0.079 (0.247) | 0.416 (1.462) | -0.353 (-0.077) | -5.301 (-1.617) |
| EDAD | 0.005 (0.142) | 0.000 (0.000) | 0.043 (1.570) | 0.039 (1.273) | 0.116 (0.248) | 0.369 (1.991) |
| EDAD2 | -0.453 (-1.091) | -0.384 (-1.106) | -0.473 (-1.420) | -0.460 (-1.460) | 0.612 (0.128) | -1.714 (-0.976) |
| NºMIEMBROS | 0.115 (1.407) | 0.127 (2.058) | 0.164 (6.765) | 0.183 (8.399) | 0.201 (0.293) | 0.153 (0.273) |
| T.WALD | 122.295 | 378.281 | 418.707 | 2901.776 | 815.870 | 3645.842 |
| T.SARGAN | 1.831 | 1.057 | 3.175 | 3.855 | 3.044 | 2.711 |
| CORREL SERIAL | | | | | | |
| PRIMER ORDEN | -1.993 | -2.123 | -1.537 | -2.045 | -2.334 | -2.349 |
| SEGUNDO ORDEN | -1.643 | -2.081 | -1.288 | -1.204 | -1.351 | -1.656 |

¹⁷ En estos cuadros y en todos los presentados a continuación, el valor que aparece entre paréntesis es el estadístico *t*. Igualmente, el coeficiente estimado para la variable *edad al cuadrado* aparece multiplicado por 1000.

CUADRO 6:

| | CONSUMO | | BIENES NO DURADEROS | | BIENES DURADEROS | |
|---------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Datos | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados |
| ln (1+r) | -0.480 (-1.532) | -0.315 (-1.212) | -0.334 (-1.632) | 0.056 (0.344) | -5.293 (-2.298) | -6.468 (-3.839) |
| SEAS1 | 0.001 (0.047) | -0.011 (-0.951) | 0.014 (1.866) | -0.005 (-0.820) | 0.440 (5.468) | 0.467 (6.318) |
| SEAS2 | -0.012 (-1.500) | -0.009 (-0.803) | 0.005 (0.586) | -0.002 (-0.257) | -0.183 (-1.766) | -0.140 (-1.521) |
| SEAS3 | 0.030 (2.683) | 0.029 (3.141) | 0.027 (2.923) | 0.012 (1.239) | 0.327 (3.856) | 0.369 (5.070) |
| SEAS4 | 0.068 (4.637) | 0.055 (4.889) | 0.011 (1.325) | -0.003 (-0.635) | 0.269 (2.671) | 0.327 (5.852) |
| T.WALD | 373674.6 | 7690.081 | 983.981 | 186693.2 | 243.841 | 26137.8 |
| T.SARGAN | 2.089 | 3.158 | 1.750 | 2.954 | 1.806 | 1.169 |
| CORREL SERIAL | | | | | | |
| PRIMER ORDEN | -1.735 | -2.197 | -1.563 | -1.933 | -2.241 | -2.246 |
| SEGUNDO ORDEN | -1.056 | -0.647 | -1.441 | -1.932 | -0.825 | 0.107 |

Puede observarse que la estimación del modelo básico produce unos resultados bastante deficientes para las tres categorías de consumo y tanto para las estimaciones con *variables demográficas* como con *dummies* estacionales. Aunque el test de Sargan presenta generalmente valores aceptables que no rechazan el conjunto de instrumentos utilizados, no encontramos estimaciones significativas de la elasticidad de sustitución intertemporal¹⁸ o, cuando son significativas, presentan un signo contrario al esperado. Por último, encontramos generalmente evidencia de correlación de primer orden pero no de segundo orden.

Los resultados anteriores parecen confirmar la presencia de heterogeneidad fija no observable, tal y como sospechábamos a priori. Esto nos obliga a centrarnos en los resultados obtenidos con el modelo en primeras diferencias. Es decir:

¹⁸ Consideramos un nivel de significación del 95%.

$$\Delta^2 \ln C_{i,t+1} = \frac{1}{\alpha} \sum_{h=1}^n \beta^h \Delta^2 X_{i,t+1}^h + \frac{1}{\alpha} \Delta \ln(1+r_{i,t}) + \varepsilon_{i,t+1} \quad [25]$$

En dicha ecuación estimamos la elasticidad de sustitución intertemporal y se recoge la influencia de lo que hemos llamado *variables sociodemográficas* (cuadro 7). Igualmente consideramos variables ficticias que controlen la estacionalidad en el gasto (cuadro 8).

CUADRO 7:

| | CONSUMO | | BIENES NO DURADEROS | | BIENES DURADEROS | |
|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Datos | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados |
| $\Delta \ln(1+r)$ | 0.466 (1.334) | 0.136 (0.418) | 1.755 (3.999) | 1.360 (3.767) | 2.118 (0.677) | 1.030 (0.353) |
| EDAD | 0.042 (0.762) | 0.043 (1.248) | -0.016 (-0.319) | 0.032 (0.799) | 1.556 (1.525) | 1.990 (4.390) |
| EDAD2 | -0.473 (-0.995) | -0.487 (-1.376) | -0.150 (-0.282) | -0.692 (-1.526) | -12.140 (-1.126) | -17.060 (-3.554) |
| NºMIEMBROS | 0.164 (4.906) | 0.156 (6.118) | 0.078 (1.069) | 0.081 (2.006) | -0.445 (-0.492) | -0.565 (-0.794) |
| T.WALD | 42.824 | 115.519 | 102.403 | 51.755 | 28.450 | 62.280 |
| T.SARGAN | 3.086 | 4.825 | 1.780 | 1.997 | 5.736 | 6.610 |
| CORREL SERIAL | | | | | | |
| PRIMER ORDEN | -1.705 | -2.234 | -2.081 | -2.416 | -2.141 | -2.337 |
| SEGUNDO ORDEN | 0.987 | 0.672 | -1.379 | -1.667 | -0.250 | -0.619 |

CUADRO 8:

| | CONSUMO TOTAL | | BIENES NO DURADEROS | | BIENES DURADEROS | |
|-------------------|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
| Datos | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados | Originales | Ponderados |
| $\Delta \ln(1+r)$ | 1.185 (2.229) | 1.313 (3.678) | 0.826 (1.497) | 1.286 (3.050) | 11.573 (2.127) | 12.896 (2.794) |
| SEAS1 | 0.003 (0.538) | -0.000 (-0.032) | -0.073 (-10.221) | -0.067 (-12.909) | 0.052 (0.547) | 0.017 (0.230) |
| SEAS2 | -0.010 (-0.935) | -0.002 (-0.407) | -0.015 (-1.419) | -0.007 (-1.354) | -0.618 (-7.486) | -0.510 (-6.843) |
| SEAS3 | 0.021 (2.000) | 0.012 (2.380) | 0.045 (4.335) | 0.043 (6.337) | 0.488 (10.001) | 0.432 (8.177) |
| SEAS4 | -0.022 (-2.047) | -0.018 (-1.812) | 0.041 (5.024) | 0.028 (2.651) | -0.022 (-0.504) | -0.017 (-0.373) |
| T.WALD | 23.626 | 65.210 | 1313.987 | 2019.734 | 5662.202 | 1206.894 |
| T.SARGAN | 0.220 | 0.899 | 0.693 | 1.933 | 1.309 | 1.828 |
| CORREL SERIAL | | | | | | |
| PRIMER ORDEN | -1.728 | -2.242 | -1.934 | -2.398 | -2.254 | -2.452 |
| SEGUNDO ORDEN | -0.185 | 0.057 | -0.202 | 0.705 | 0.077 | 1.172 |

En principio, a la vista de estas estimaciones, podemos decir que, sin haber obtenido unos valores plenamente satisfactorios y significativos para la elasticidad de sustitución intertemporal, los resultados han mejorado respecto a los iniciales. Esto parece confirmar la existencia de heterogeneidad fija inobservable, que hace inconsistentes las estimaciones en niveles.

Por otro lado, hemos obtenido unos resultados especialmente negativos cuando la variable dependiente era el consumo total, lo cual parece indicar que debemos incidir en el análisis con grupos de gasto homogéneo.

Las dos categorías desagregadas de gasto que hemos utilizado presentan pautas de comportamiento diferenciadas. Aparentemente ambas ofrecen síntomas de estacionalidad, si bien parecen más claros en el caso del gasto en bienes duraderos. En cambio, el gasto en bienes no duraderos aparentemente se muestra más sensible a las variaciones en las características familiares y, más concretamente, al incremento en el número de miembros del hogar. Las diferencias también son evidentes en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal para cada tipo de gasto. Como cabía esperar, el valor estimado es superior para el consumo de bienes duraderos.

Todas estas diferencias en las pautas de comportamiento de las distintas categorías de bienes, explican los deficientes resultados obtenidos cuando consideramos el consumo total, es decir, cuando consideramos que el comportamiento de las familias sigue las mismas pautas para cualquier decisión de consumo. En definitiva, nuestra modelización debería aplicarse únicamente a categorías desagregadas de gasto, puesto que no parece lógico dar el mismo tratamiento a todas las decisiones individuales de consumo sin considerar las peculiaridades de cada tipo de gasto. Los valores estimados para la elasticidad de sustitución intertemporal refuerzan esta idea, observándose grandes diferencias entre ellos. En este sentido, y como cabía esperar, los valores superiores corresponden al consumo de bienes duraderos, sobre los que se supone una mayor influencia del tipo de interés.

En general, la elasticidad de sustitución intertemporal presenta unos valores excesivamente elevados cuando es significativa, lo que parece indicar que el factor de descuento utilizado en las estimaciones no es el relevante en la toma de decisiones del hogar.¹⁹

Los resultados presentan unos valores satisfactorios para el test de Sargan, que nos hacen reafirmarnos en la decisión de mantener siempre el mismo conjunto de instrumentos en todas las estimaciones realizadas.

7. CONCLUSIONES

Las modernas teorías del consumo, basadas en las hipótesis del ciclo vital y de la renta permanente bajo el enfoque de expectativas racionales, suelen ser rechazadas cuando se contrastan con datos agregados. Los distintos trabajos realizados en el ámbito internacional sugieren que no es apropiada la modelización de la teoría, que parte de los fundamentos económicos del comportamiento del consumidor individual, con este tipo de datos de carácter macroeconómico. Así no es extraño que la evidencia se muestre contraria a la teoría; sin embargo es difícil descubrir si ese rechazo se debe a la teoría en sí o a la serie de supuestos auxiliares, normalmente muy restrictivos, que es necesario adoptar a la hora de estimar los modelos. Los resultados encontrados con datos de la economía española apuntan en este mismo sentido.

¹⁹ Siguiendo esta línea, nuestro trabajo se ha dirigido a buscar un factor de descuento más relacionado con las decisiones del consumidor. En próximos trabajos se ofrecerán estos resultados, que en principio son bastante satisfactorios.

Tampoco son satisfactorios los intentos por encontrar una relación de equilibrio entre el consumo y la renta disponible, intentando resolver las dificultades originadas por la no estacionariedad de estas series.

Con la utilización de cohortes de individuos no estamos contrastando la hipótesis pura, sino que suponemos que el comportamiento del consumidor sigue por un lado lo dispuesto por la teoría, observándose una relación de sustitución entre el consumo actual y el futuro, y, por otro lado, se supone una heterogeneidad entre individuos que intentamos controlar, en la medida de lo posible, con la incorporación de diversas variables sociodemográficas.

Los resultados parecen confirmar nuestros supuestos ya que, una vez eliminadas las posibles dificultades mediante el modelo en diferencias, encontramos evidencia en ambos sentidos: estimaciones significativas de la elasticidad de sustitución intertemporal y una mejoría en los resultados con la introducción de las características del hogar.

Por otra parte resulta evidente que las categorías de consumo consideradas siguen pautas diferenciadas. El modelo parece más apropiado para categorías de gasto homogéneas, es decir, para el gasto desagregado. Los dos tipos de consumo desagregado presentan estimaciones significativas de la elasticidad de sustitución intertemporal, con valores superiores para los bienes duraderos, sobre los que se supone a priori una mayor influencia de los tipos de interés. En ambos casos se observan síntomas de estacionalidad en el gasto, que son más evidentes en el consumo de bienes duraderos; mientras que el gasto en bienes no duraderos se muestra más sensible ante las variaciones en las características familiares.

En general, el mejor comportamiento del modelo se observa con el gasto en consumo de bienes no duraderos, por lo que las futuras investigaciones deberían insistir en la desagregación de este tipo de gasto.

Igualmente, los valores excesivamente elevados de las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal nos animan a dirigir nuestros pasos en la búsqueda de un factor de descuento más acorde con los fundamentos teóricos del modelo. Pensamos que el tipo de descuento que afecta a las decisiones de consumo de los hogares es mucho más complejo que un simple tipo de interés de algún depósito bancario.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRÉS, J., MOLINAS, C. y TAGUAS, D. (1990): *Una función de consumo para la economía española: Aplicación del análisis de cointegración*. Cuadernos Económicos del ICE, nº 44, pag. 173-212.
- ATTANASIO, O.P. y WEBER, G. (1994): *Crecimiento del consumo y exceso de sensibilidad de la renta: Evidencia con datos micro para Estados Unidos*, pag. 211-252, en *Modelos Microeconómicos y Política Fiscal*, Manuel Arellano (ed.), Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- BERENGUER, E. (1990): *Algunos aspectos recientes de la función de consumo: Teoría y evidencia empírica*. ICE Revista de Economía, octubre, pag. 125-139.
- BERENGUER, E. (1991): *El consumo agregado en España: Un análisis macroeconómico*. Cuadernos de Economía, vol. 19, nº55, mayo-agosto.
- CAMPBELL, J.H. y DEATON, N.G. (1989): *Why is Consumption too Smooth?*, Review of Economic Studies, vol. 56, pag. 357-374.
- CORRALES, A. y TAGUAS, D. (1989): *Serie macroeconómicas para el período 1954-1988: Un intento de homogeneización*. Ministerio de Economía y Hacienda. Dirección General de Planificación. Documento SGPE-D-89001.
- CUTANDA, A. (1995): *Consumo y Exceso de Sensibilidad a la Renta: Evidencia para el Caso Español a Partir de un Pseudo-Panel de la ECPF*. Documento de Trabajo 95-16, Departamento de Análisis Económico, Universidad de Valencia.
- DEATON, A. (1985): *Panel Data From Time Series of Cross-Sections*. Journal of Econometrics, vol. 30, pag. 109-126.
- DEATON, A. (1992): *Understanding Consumption*. Clarendon Lectures in Economics, Oxford University Press, New York.
- ENGLE, R.F. y GRANGER, C.W.J. (1987): *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing*. Econometrica, vol. 55, nº 2, March.
- FLAVIN, M. (1981): *The adjustment of consumption to changing expectations about future income*. Journal of Political Economy, vol. 89, pag. 974-1007.
- FLAVIN, M. (1985): *Excess sensitivity of consumption to current income: liquidity constraints or myopia?*. Canadian Journal of Economics, February, vol. XVII, nº 1, pag. 117-136.
- FLAVIN, M. (1993): *The Excess Smoothness of Consumption: Identification and Interpretation*. Review of Economic Studies, vol. 60, pag. 651-666.
- HALL, R.E. (1978): *Stochastic implications of the life cycle permanent income hypothesis: theory and evidence*. Journal of Political Economy, vol. 86, pag. 971-987.

- HALL, R.E. (1978): *Consumption*. National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 720.
- HAYASHI, F. (1982): *The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables*. Journal of Political Economy, vol. 90, pag. 895-916.
- KEANE, M.P. y RUNKLE, D.E. (1992): *On the Estimation of Panel-Data Models with Serial Correlation when Instruments are not Strictly Exogenous*. Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, n° 1, pag. 433-441.
- KEYNES, J.M. (1936): *The General Theory of Employment, Interest and Money*. The Macmillan Press Ltd.
- KIMBALL, M.S. (1990): *Precautionary Saving in the small and in the large*. Econometrica, vol. 58, pag. 53-73.
- KING, M. (1985): *The economics of saving: a survey of recent contributions*. In Arrow, K.J. and Honkapohja, S. (eds.), *Frontiers of Economics*, Blackwell, Oxford.
- LÓPEZ, A. (1993): *An Assessment of Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (1985-89) as a Source of Information for Applied Research*. Economics Working paper 53, Universitat Pompeu Fabra.
- LÓPEZ-SALIDO, J.D. (1992): *Ciclo vital, consumo y restricciones de liquidez: Resultados para España con datos de panel*. Documento n° 9214, Centro de Estudios Monetarios y Financieros.
- LÓPEZ-SALIDO, J.D. (1993): *Consumo y Ciclo vital: Resultados para España con datos de panel*. Investigaciones Económicas, vol. XVII, mayo, pag. 285-312.
- RAPPOPORT, P. y REICHLIN, L. (1989): *Segmented trends and non-stationary time series*. The Economic Journal, vol. 99, pag. 168-177.
- RAYMOND, J.L. y URIEL, E. (1987): *Investigación econométrica aplicada: Un caso de estudio*. Editorial AC, Madrid.
- RUNKLE, D.E. (1991): *Liquidity constraints and the permanent-income hypothesis*. Journal of Monetary Economics, vol. 27, pag. 73-98.
- VERBEEK, M. y NIJMAN, T. (1992): *Can Cohort Data Be Treated as Genuine Panel Data?*. Empirical Economics, vol. 17, pag. 9-23.
- ZELDES, S.P. (1989): *Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation*. Journal of Political Economy, vol. 97, pag. 305-346.